

CAPÍTULO 2

MODELOS DE OFERTA Y DEMANDA DEL PIB

M^a Carmen Guisán y Pilar Expósito

2.1. Interdependencia y modelos multiecuacionales

Una cuestión importante en el desarrollo de la Econometría Aplicada es el estudio de la causalidad bidireccional, la cual está frecuente en muchas relaciones económicas.

En un sencillo modelo de oferta y demanda, ya sea a nivel micro-económico (un producto o un pequeño subsector), o macroeconómico (el conjunto de uno o varios sectores nivel global de la economía de un país) la cantidad y el precio presentan con frecuencia una relación bilateral que puede ser contemporánea o no contemporánea.

Si la cantidad en el momento t , Q_t , depende, entre otras variables, del precio, P_t , y viceversa, decimos que hay *interdependencia* y el modelo no se estima por mínimo cuadrados ordinarios sino por otros métodos, como mínimos cuadrados en 2 etapas, pues en esas circunstancias los estimadores MCO no son consistentes y los MC2E sí.

En cambio si la relación bilateral es no contemporánea: Q_t depende, entre otras variables de P_{t-1} , y P_t depende, entre otras variables de Q_t , entonces el sistema es *recursivo* y los estimadores MCO proporcionan estimadores consistentes y mejores que los MC2E.

En los modelos macroeconómicos existen generalmente muchas relaciones causales entre dos variables, bien sean unilaterales o bilaterales, contemporáneas o retardadas, y de sentido fijo o de sentido variable como se señala en Guisán(2001). Cuando las relaciones son bilaterales y contemporáneas, es decir referidas al mismo momento del tiempo, decimos que hay interdependencia.

En caso de interdependencia el método MCO no proporciona estimadores consistentes, y el método generalmente más aconsejable de estimación es del Mínimos Cuadrados en 2 Etapas, MC2E (TSLS, 2SLS).

Los experimentos de Montecarlo, consistentes en efectuar diversas simulaciones respecto a variables, parámetros y los resultados de la estimación, indican que en muestras pequeñas MC2E es en general el método más adecuado para la estimación de modelos con interdependencia.

Si la muestra es grande la estimación por Mínimos Cuadrados en 3 Etapas, MC3E y el Método de Máxima Verosimilitud con Información Completa, MVIC, proporcionan estimadores más precisos que MC2E.

Si el modelo tiene muchas ecuaciones y muchas variables predeterminadas y la muestra es demasiado pequeña, de forma que no se cumple que el tamaño muestra sea mayor que el número de variables predeterminadas del sistema ($T > K$), no se puede aplicar el método MC2E pues su cálculo requiere que se pueda invertir la matriz $X'X$, y ello no sería posible si el tamaño muestral es menor que K pues el rango de $X'X$ no puede mayor que el mínimo del número de filas, K , y columnas, T , de la matriz X .

Cuando la relación bilateral es contemporánea en un solo sentido y retardada en el otro, el modelo es *recursivo*, de forma que puede expresarse como un sistema ordenado en el que la matriz de parámetros de las variables endógenas, Γ , es triangular, como veremos a continuación.

En los modelos recursivos los estimadores MCO continúan siendo consistentes y no es necesario estimar por MC2E porque además de consistentes los estimadores MCO son los mejores en el sentido de que cumplen la propiedad de ser máximo-verosímiles.

Los grandes modelos macroeconómicos con cien o más ecuaciones, se estiman con frecuencia por bloques, considerando las relaciones bilaterales que existen dentro de cada bloque y considerando exógenas las variables explicadas fuera de cada bloque. También presentan con frecuencia problemas de no linealidad en algunas relaciones y entonces se utilizan métodos de estimación no lineal. También hay métodos para la estimación de modelos multiecuacionales con problemas de autocorrelación y/o heterocedasticidad.

Forma estructural y forma reducida de un modelo multiecuacional

Un sistema lineal que relaciona M variables endógenas entre sí y con K variables predeterminadas, se expresa de dos maneras, mediante la forma estructural y la forma reducida:

$$(1) \quad y'(t) \Gamma + x'(t) B + u'(t) = 0 \quad \text{Forma estructural}$$

$$(2) \quad y'(t) = x'(t) \Pi + v'(t) \quad \text{Forma reducida}$$

El vector $y'(t)$ es de orden $1.M$, y contiene los valores de las variables endógenas explicadas por el modelo en el momento t . Dichas variables se denominan endógenas corrientes. Se distinguen de las endógenas retardadas porque éstas últimas no son explicadas por el modelo en el momento t . Cuando hablamos de variables endógenas, sin especificar si son corrientes o retardadas, nos referimos a las endógenas corrientes.

El vector $x'(t)$ es de orden $1.K$ y contiene las K variables predeterminadas incluidas en las ecuaciones del sistema, y contiene variables exógenas y variables endógenas retardadas. Aquí no hacemos distinción entre el regresor ficticio $x_{0t}=1$ y las demás variables predeterminadas, de forma que si dicho regresor aparece en un modelo multiecuacional no lleva el subíndice cero sino otro cualquiera de 1 a K siendo en general su subíndice el 1 .

El vector $u'(t)$ es un vector fila de orden $1.M$ con las perturbaciones estructurales de las M ecuaciones en el momento t , $v'(t)$ es también un vector de orden $1.M$ de las perturbaciones de la forma reducida y el vector 0 es un vector nulo de orden $1.M$.

La matriz de parámetros de la forma reducida, Π , está relacionada con la matriz de parámetros estructurales de las variables endógenas, Γ , y con la matriz de parámetros estructurales de las variables predeterminadas, B .

Muchos elementos de las matrices de parámetros estructurales son nulos, pues no todas las variables aparecen como explicativas en cada ecuación, pero los elementos de la matriz de parámetros de la forma reducida son generalmente todos no nulos. Otros elementos de las matrices de parámetros

estructurales son no nulos pero conocidos, como ocurre por ejemplo con el coeficiente de la variable despejada en cada ecuación, la cual pasa a tener el coeficiente -1 al expresarla en la fórmula (1) con la ecuación igualada a cero.

Los elementos no nulos y desconocidos de las matrices de parámetros estructurales deben ser estimados, y a partir de ellos podemos calcular todos los elementos estimados de la matriz de parámetros de la forma reducida.

Para pasar de la forma estructural a la forma reducida se despeja el primer sumando de la ecuación estructural y se post-multiplican por la inversa de Γ ambos lados de la relación de forma que existen las siguientes relaciones entre la forma reducida y la forma estructural:

$$(3) \quad \Pi = -B \Gamma^{-1};$$

$$(4) \quad v'(t) = -u'(t) \Gamma^{-1}$$

También podemos expresar el modelo para todo el período muestral ($t=1,2,\dots, T$), mediante las siguientes expresiones, respectivamente, para la forma estructural y para la forma reducida:

$$(5) \quad Y \Gamma + X B + U = 0$$

$$(6) \quad Y = X \Pi + V$$

donde Y es una matriz de orden $T.M$, que incluye todas las variables explicadas por el modelo en todos los momentos del período muestral, X es una matriz de orden $T.K$ que incluye todas las variables predeterminadas de todas las ecuaciones del modelo en todos los momentos del período muestral, U es la matriz de perturbaciones de orden $T.M$ y la matriz 0 es una matriz nula también de orden $T.M$. Las matrices de parámetros estructurales son las mismas que hemos definido anteriormente.

En las matrices de parámetros indicamos con un subíndice las columnas correspondientes: :

$$(7) \quad \Gamma = (\Gamma_1 \ \Gamma_2 \ \dots \ \Gamma_M); \quad B = (B_1 \ B_2 \ \dots \ B_K); \quad \Pi = (\Pi_1 \ \Pi_2 \ \dots \ \Pi_K)$$

Cuando en una determinada columna de las matrices Γ y B queremos distinguir los elementos no nulos de los nulos formamos un subvector que designamos con la letra minúscula correspondiente, γ o β , y un subíndice $*$ para indicar si corresponde a variables endógenas incluidas en la ecuación, $**$ para los parámetros de variables endógenas excluidas, un subíndice Δ para parámetros de predeterminadas incluidas y $\Delta\Delta$ para indicar que se trata de parámetros de variables predeterminadas excluidas de la ecuación.

A veces interesa ordenar los elementos de la matriz Π en cuatro bloques, de acuerdo con la inclusión o exclusión de las variables endógenas y predeterminadas en una determinada ecuación:

$$(8) \quad \Pi = \begin{pmatrix} \Pi_{\Delta,*} & \Pi_{\Delta,**} \\ \Pi_{\Delta\Delta,*} & \Pi_{\Delta\Delta,**} \end{pmatrix}$$

donde el subíndice $\Delta,*$ indica que son parámetros correspondientes a la intersección de las filas de las variables predeterminadas incluidas con las columnas de las endógenas incluidas, mientras que el subíndice $\Delta\Delta,*$ indica que se trata de parámetros correspondientes a la intersección de filas de variables predeterminadas excluidas con columnas de variables endógenas incluidas.

Ejemplo: Modelo de 3 ecuaciones con interdependencia

A continuación aplicamos estas reglas al siguiente ejemplo de un modelo de 3 ecuaciones con 3 variables endógenas y 4 predeterminadas. Las variables predeterminadas son el regresor ficticio $x_{0t}=1$, al cual designamos generalmente en el sistema como variable predeterminada x_{1t} , las variables exógenas x_{2t} y x_{3t} , y la variable endógena retardada $y_{1,t-1}$ a la que designamos como x_{4t} en la matriz X .

$$\begin{aligned} y_{1t} &= a_1 + a_2 x_{2t} + a_3 y_{2t} + a_4 y_{1,t-1} + u_{1t} \\ (9) \quad y_{2t} &= c_1 + c_2 y_{1t} + c_3 x_{3t} + c_4 y_{3t} + u_{2t} \\ y_{3t} &= d_1 y_{1t} + d_2 x_{2t} + d_3 y_{2t} + u_{3t} \end{aligned}$$

Las matrices de variables y parámetros estructurales tienen los siguientes elementos:

$$Y = (y_1 \ y_2 \ y_3) \quad X = (x_1 \ x_2 \ x_3 \ x_4)$$

$$\Gamma = (\Gamma_1 \ \Gamma_2 \ \Gamma_3) = \begin{pmatrix} -1 & c_2 & d_1 \\ a_3 & -1 & d_3 \\ 0 & c_4 & -1 \end{pmatrix}$$

$$B = (B_1 \ B_2 \ B_3 \ B_4) = \begin{pmatrix} a_1 & c_1 & 0 \\ a_2 & 0 & d_2 \\ 0 & c_3 & 0 \\ a_4 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Así observamos que existen en el conjunto de estas dos matrices 7 elementos nulos, 3 elementos no nulos y conocidos, con valor -1 , y 11 parámetros no nulos y desconocidos que es preciso estimar.

En la matriz Γ la columna m^a contiene los parámetros de todas las endógenas corrientes, que abreviadamente se denominan endógenas, en la ecuación m^a , siendo en este caso $m=1, 2, 3$. En la matriz B la columna m^a , con $j=1, 2, 3, 4$ en este caso, contiene los parámetros de todas las variables predeterminadas en la ecuación m^a .

Si en la primera columna de Γ queremos separar los elementos no nulos de los nulos formamos el subvector columna γ_* , de orden 2.1, conteniendo los elementos -1 y a_3 , y el subvector columna $\gamma_{**} = 0$, el cual en este caso contiene un solo elemento pues hay un solo cero en dicha columna.

De forma similar en la primera columna de B podemos formar un subvector β_Δ que contiene los elementos no nulos, el cual es de orden 3.1 y contiene los elementos a_1 a_2 y a_4 , mientras que el subvector $\beta_{\Delta\Delta}$ contiene un solo elemento pues hay sólo un cero en dicha columna.

A veces interesa distinguir dentro, de las matrices X e Y , una submatriz correspondiente a las columnas de variables incluidas en el lado derecho de una determinada ecuación y otra submatriz con las columnas de las variables del sistema excluidas en el lado derecho de esa ecuación. Para ello utilizamos los subíndices 1 (que indica inclusión) y 2 (que indica exclusión).

$$(10) \quad \begin{aligned} Y &= (y_1 \ y_2 \ \dots \ y_M) = (Y_1 \ Y_2) \\ X &= (x_1 \ x_2 \ \dots \ x_K) = (X_1 \ X_2) \end{aligned}$$

Por ejemplo en la 1ª ecuación del sistema (9) los elementos de estas submatrices serían los siguientes:

$$(11) \quad Y_1 = (y_2); \quad Y_2 = (y_1 \ y_3); \quad X_1 = (x_1 \ x_2 \ x_4); \quad X_2 = (x_3)$$

La estimación de modelos multiecuacionales lineales se realiza estimando los parámetros estructurales y la predicción calculando la matriz estimada de parámetros de la forma reducida a partir de la estimación estructural y utilizando la forma reducida para predecir. Si el sistema es recursivo la predicción se puede realizar directamente mediante las ecuaciones estimadas de la forma estructural. En modelos no lineales la predicción se utiliza mediante métodos iterativos como el de Gauss-Seidel.

Método de Mínimos Cuadrados en dos etapas, MC2E

Cuando la matriz de parámetros estructurales de las variables endógenas, Γ , es triangular el modelo es recursivo y los estimadores MCO proporcionan estimadores consistentes, pero cuando hay interdependencia dicha matriz es no triangular y la estimación se efectúa generalmente mediante métodos que garanticen la consistencia de los estimadores de los parámetros estructurales.

El método más utilizado para obtener estimadores consistentes en caso de interdependencia es el de Mínimos Cuadrados en 2 Etapas, MC2E, que consiste en utilizar el método de variables instrumentales para la estimación de los parámetros estructurales, de forma que consta de dos etapas: 1) Etapa de estimación de las variables instrumentales. 2) Etapa de estimación de los

parámetros estructurales. En este método expresamos cada ecuación del sistema según la siguiente notación:

$$(12) \quad y = Y_1 \gamma_1 + X_1 \beta_1 + u$$

donde y es un vector columna de orden $T \cdot 1$ correspondiente a la variable endógena y_m despejada en la ecuación m^a ($m=1,2, \dots, M$). Y_1 es la submatriz de Y correspondiente a las columnas de las variables endógenas incluidas en el lado derecho de cada ecuación. X_1 es la submatriz de X correspondiente a las columnas de las variables predeterminadas incluidas en la ecuación. Los vectores de parámetros γ_1 y β_1 son, respectivamente, de orden $(M^*-1) \cdot 1$ y de orden $K^A \cdot 1$ y contienen los parámetros de las variables incluidas en Y_1 y en X_1 .

La ecuación (12) puede expresarse de la siguiente forma:

$$(13) \quad y = Z \delta + u$$

donde $Z = (Y_1 \ X_1)$ y $\delta = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \beta_1 \end{pmatrix}$

La estimación MC2E consiste en aplicar el método de Variables Instrumentales, VI, a la relación (13), utilizando como Z^* como instrumento de Z , de forma que el estimador MC2E del vector δ se calcula de la siguiente forma:

$$(14) \quad \delta = (Z^{*'} Z)^{-1} Z^{*'} y$$

$$(15) \quad Z^* = (Y_1 \ X_1); \quad \text{siendo } Y_1 = X P_{x1}; \quad P_{x1} = (X' X)^{-1} X' Y_1$$

La primera fase de la estimación consiste en estimar la forma reducida directa, aplicando MCO a las ecuaciones de la forma reducida y tomando las columnas correspondientes a las variables de Y_1 en la matriz P que es la matriz de estimadores MCO de Π , para formar la submatriz P_{x1} . Por ejemplo en la 1ª ecuación del sistema anterior esta submatriz estaría formada por las columnas 1ª, 3ª y 4ª de la matriz P .

Una vez calculada esta matriz se procede en una segunda fase al cálculo de (14) para obtener estimadores consistentes de los parámetros estructurales de cada ecuación.

En los programas econométricos la aplicación del método MC2E en el caso del ejemplo anterior la indicaríamos así:

1ª ecuación: TSLS $y_1 \ c \ x_3 \ y_2 \ x_4 \ @ \ c \ x_2 \ x_3 \ x_4$

2ª ecuación: TSLS $y_2 \ c \ y_1 \ x_3 \ y_3 \ @ \ c \ x_2 \ x_3 \ x_4$

3ª ecuación: TSLS $y_1 \ y_1 \ x_2 \ y_2 \ @ \ c \ x_2 \ x_3 \ x_4$

El indicador arroba, @, actúa de separador entre la lista de variables incluidas en la ecuación y la lista de variables predeterminadas incluidas en el sistema formado por las 3 ecuaciones, estén o no incluidas en la ecuación.

El ordenador nos proporciona entonces una salida con la estimación MC2E de cada ecuación, incluyendo los estimadores de las desviaciones típicas de los coeficientes estimados, medidas de la bondad del ajuste, estadísticos t, estadístico Durbin-Watson y otros indicadores, de forma similar a la que se obtiene al estimar un modelo uniecuacional.

La estimación por MC2E de modelos multiecuacionales no lineales y la predicción simultánea de las variables endógenas de un sistema no lineal requieren procedimientos iterativos tipo Gauss-Seidel y otros que están accesibles generalmente en los programas informáticos.

La presencia de autocorrelación en un modelos multiecuacional se tiene en cuenta aplicando MC2E generalizados de forma similar al caso uniecuacional.

La metodología econométrica nos permite por lo tanto estimar de forma consistente y predecir en diversas circunstancias, tanto con modelos interdependientes como recursivos y tanto si el sistema es lineal como si no,

teniendo en cuenta además si las perturbaciones cumplen las hipótesis del modelo clásico o del modelo generalizado.

En los modelos multiecuacionales en general se despeja una variable distinta en cada ecuación, pero en el caso de la estimación de modelos de oferta y demanda es frecuente que se despeje la misma variable endógena, la cantidad, en ambas ecuaciones, y que la otra variable endógena, el precio, se incluya en el lado derecho de ambas ecuaciones estructurales.

2.2. Aplicación a un modelo de oferta y demanda de la Agricultura en USA, Japón, Francia y España

Esta sección se basa en los resultados de la investigación realizada por Guisán y Expósito(2002) y (2004), y consiste en analizar la trayectoria de la Agricultura en 4 países de la OCDE: USA, Japón, Francia y España, mediante un modelo biecuacional entre la producción real agraria, QA, y el índice del precio relativo de la Agricultura, IPRA.

Los datos utilizados figuran en Guisán y Expósito(2002), y han sido calculados por las autoras a partir de diversas estadísticas de la OCDE. La definición de las variables es la siguiente:

QA = Valor añadido real de la Agricultura, desde la perspectiva de la producción, obtenido mediante el cociente del VAB monetario del sector y el deflactor de la Agricultura. Está expresado en millones de dólares de 1990 según Paridades de Poder de Compra.

IPRA = precio relativo de la Agricultura, obtenido mediante el cociente entre el índice de precios de la Agricultura, IPA, y el índice general de precios del consumo, IPC. Estos índices se refieren a los precios interiores de cada país en moneda del propio país y todos ellos tienen base 1 en 1990.

Consideramos como indicador de renta de la Agricultura, RA, el Valor Añadido a precios corrientes dividido por el deflactor general del Consumo Privado, ya que refleja el poder adquisitivo de las rentas generadas en el sector agrario.

Los siguientes gráficos muestran la evolución de las variables IPRA, QA y RA, para los cuatro países de este estudio, de acuerdo con los datos del estudio de Guisan y Exposito(2002a), elaborados a partir de las estadísticas National Accounts de la OCDE. El eje de la izquierda corresponde al índice de precios relativos de la Agricultura, IPRA, con base 1990, y el de la derecha a las variables QA y RA que representan el valor añadido de este sector según los enfoques *producción* y *renta*, y están medidos en millones de dólares de 1990 según tipos de cambio.

Estos datos ponen de manifiesto un importante incremento de la producción en algunos países, un descenso importante del precio relativo de la Agricultura en los cuatro países, y una caída o estancamiento de la renta real como consecuencia del descenso en los precios relativos

Gráfico 1. Evolución de la Agricultura en España

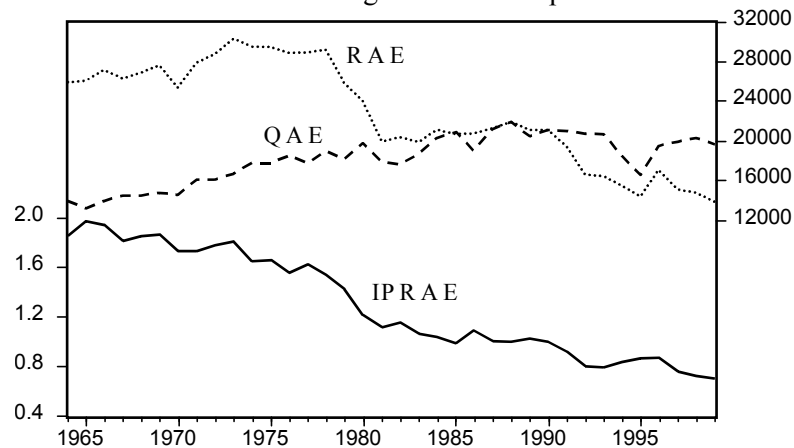


Gráfico 2. Evolución de la Agricultura en Francia

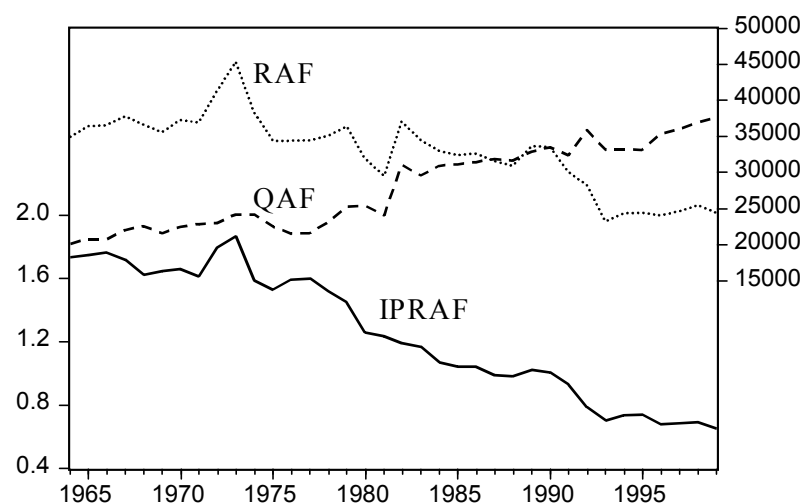


Gráfico 3. Evolución de la Agricultura en Japón

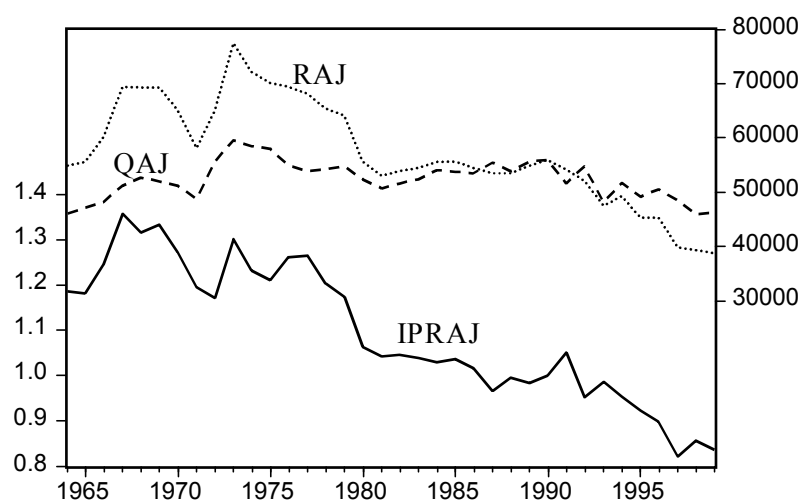
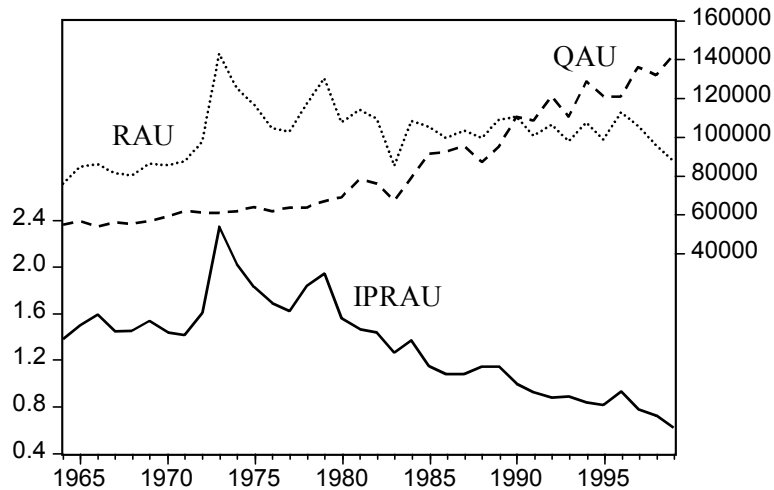


Gráfico 4. Evolución de la Agricultura en USA



Las tablas 1 y 2 presentan los resultados de la estimación por MCO de las ecuaciones de oferta y demanda. Posteriormente presentamos la estimación de las ecuaciones de oferta y demanda de un modelo con interdependencia mediante el método MC2E.

Tabla 1. Estimación MCO de la ecuación de producción por el lado de la oferta : LQA, 1967-99

| País | $D(\ln pra(-1))$ | $D(\ln qa(-1))$ | $D(\ln na(-1))$ | $\ln qa(-1)$ | R^2 | DW |
|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|-------|------|
| España | 0.155 (0.72) | -0.171 (-0.89) | 0.444 (0.91) | 1.000 (434) | 0.74 | 2.24 |
| Francia | 0.434 (2.18) | -0.301 (-1.85) | -0.538 (-0.85) | 1.005 (444) | 0.92 | 1.98 |
| Japón | 0.301 (1.62) | -0.295 (-1.66) | 0.180 (0.69) | 0.999 (705) | 0.47 | 1.94 |
| USA | -0.067 (-0.52) | -0.341 (-1.96) | 0.790 (1.11) | 1.001 (457) | 0.95 | 2.20 |
| Pool | 0.106 (1.35) | -0.238 (-2.74) | 0.108 (0.51) | 1.002 (1102) | 0.99 | 2.08 |

Fuente: Guisan y Exposito(2002). Lx significa logaritmo neperiano de la variable x, D(lx) significa incremento del logaritmo neperiano de x.

Tabla 2. Estimación MCO de la ecuación de precio
por el lado de la demanda: LIPRA, 1967-99

| País | D(lqa) | D(lqna) | Lipra(-1) | TI1 | D73U | R ² | DW |
|---------|-------------------|-----------------|------------------|--------------------|-----------------|----------------|------|
| España | -0.334 (-2.17) | 0.956 (2.23) | 0.962 (28.68) | -0.0006 (-3.39) | | 0.97 | 2.32 |
| Francia | -0.121 (-0.84) | 2.151 (4.05) | 0.930 (30.51) | -0.0009 (-5.05) | | 0.92 | 1.97 |
| Japón | -0.138 (-0.85) | 0.763 (2.65) | 0.839 (11.24) | -0.0004 (-2.78) | | 0.91 | 1.87 |
| USA | -0.265 (-1.30) | 2.012 (2.56) | 0.985 (21.53) | -0.0010 (-2.90) | 0.357 (4.02) | 0.95 | 2.24 |
| Pool | -0.281 (-3.30) | 0.824 (4.61) | 0.925 (49.57) | -0.0006 (-6.26) | 0.390 (6.51) | 0.96 | 2.07 |

La bondad del ajuste fue más elevada en términos del porcentaje de la raíz del error cuadrático medio, %RECM, respecto al valor medio de la variable, en el caso de la ecuación de producción basada en el lado de la oferta, con porcentajes menores que 1 en todos los países para la variable LQA, y para la variable QA.

En el caso de la ecuación del índice de precios relativos de la Agricultura la bondad del ajuste en términos de %RECM no fue tan elevada como en el caso de la producción, y los porcentajes resultantes para la variable IPRA fueron 4.78% en España, 5.42% en Francia, 4.33 en Japón y 7.79% en USA. Para la variable LIPRA los porcentajes fueron muy elevados a pesar de ser bastante moderados para la variable IPRA.

Dado que se acepta la homogeneidad de parámetros entre los 4 países, no hay autocorrelación y la bondad del ajuste es bastante elevada, sobre todo para la producción, podemos considerar los resultados del pool bastante representativos, y proceder a contrastar la hipótesis de interdependencia mediante la estimación por MC2E. Hemos estimado la ecuación de demanda en dos versiones: con el precio despejado y con la producción despejada, tal como figuran en términos logarítmicos en las tablas 4 y 5.

Tabla 3. Estimación MC2E: ecuación de oferta para LQA 1967-99

| Dependent Variable: LQA | | | | |
|--|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Included observations: 132 | | | | |
| Instrument list: LIPRA(-1) LIPRA(-2) LQA(-1) LQNA D83U D83F TI2 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(LIPRA) | -0.068696 | 0.192447 | -0.356961 | 0.7217 |
| D(LIPRA(-1)) | 0.140510 | 0.085195 | 1.649266 | 0.1016 |
| D(LQA(-1)) | -0.120522 | 0.331913 | -0.363113 | 0.7171 |
| LQA(-1) | 1.001584 | 0.000614 | 1630.936 | 0.0000 |
| D83U | -0.147461 | 0.063437 | -2.324535 | 0.0217 |
| D83F | 0.237112 | 0.061181 | 3.875591 | 0.0002 |
| R-squared | 0.991940 | Mean dependent var | | 10.56455 |
| Adjusted R-squared | 0.991620 | S.D. dependent var | | 0.607233 |
| S.E. of regression | 0.055586 | Sum squared resid | | 0.389318 |
| Durbin-Watson stat | 2.157844 | | | |

Tabla 4. Estimación MC2E: ecuación de demanda para LIPRA, 1967-99

| Dependent Variable: LIPRA | | | | |
|--|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Included observations: 132 | | | | |
| Instrument list: LQA(-1) LIPRA(-1) LQNA LQNA(-1) LQNA(-2) TI2 DU83 DF83 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(LQA) | 0.077134 | 0.284875 | 0.270763 | 0.7870 |
| D(LQNA) | 0.810052 | 0.255958 | 3.164786 | 0.0019 |
| LIPRA(-1) | 0.941329 | 0.031821 | 29.58189 | 0.0000 |
| D(LQA(-1)) | -0.790615 | 0.420059 | -1.882151 | 0.0621 |
| TI2 | -0.001759 | 0.000520 | -3.381483 | 0.0010 |
| R-squared | 0.923202 | Mean dependent var | | 0.148024 |
| Adjusted R-squared | 0.920784 | S.D. dependent var | | 0.296243 |
| S.E. of regression | 0.083379 | Sum squared resid | | 0.882911 |
| Durbin-Watson stat | 2.405245 | | | |

Tabla 5. Estimación MC2E: ecuación de demanda para LQA,1967-99

| Dependent Variable: LQA90 | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Included observations: 136 | | | | |
| Instrument list: LIPRAR LQA90R DLQNA D17 D19 D20 D21 D30 D52 D65 D66 D67 D88 D99 D113 D134 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| DLIPRA | -1.060355 | 0.330143 | -3.211799 | 0.0017 |
| DLQNA | 1.208953 | 0.405222 | 2.983437 | 0.0034 |
| LQA(-1) | 0.994724 | 0.002059 | 483.1981 | 0.0000 |
| D19 | -0.242470 | 0.083643 | -2.898866 | 0.0044 |
| D20 | 0.232946 | 0.081320 | 2.864574 | 0.0049 |
| D67 | 0.200093 | 0.077346 | 2.586999 | 0.0108 |
| D88 | 0.263905 | 0.076374 | 3.455425 | 0.0007 |
| R-squared | 0.985110 | Mean dependent var | | 10.55649 |
| Adjusted R-squared | 0.984418 | S.D. dependent var | | 0.607859 |
| S.E. of regression | 0.075878 | Sum squared resid | | 0.742716 |
| Durbin-Watson stat | 1.971077 | | | |

El efecto del incremento del precio resulta significativo y negativo en la ecuación 5, pero no en la ecuación 3, y puede ocurrir que el modelo sea en realidad recursivo en vez de interdependiente, ya que la cantidad ofrecida puede reaccionar ante las variaciones en el precio retardado mientras que la cantidad demandada reacciona más ante las variaciones del precio contemporáneo. En Guisán y Expósito(2004 a) se analiza este tema.

Si los coeficientes correspondientes a cada una de las variables endógenas en el método MC2E resultasen significativamente distintos de cero habría evidencia favorable a la hipótesis de interdependencia y además el test de causalidad de Hausman, que se analiza en el próximo capítulo, ayudaría a confirmar o no dicha interdependencia.

La disminución de las renta real de la Agricultura, consecuencia de un incremento de la oferta superior al de la demanda ha beneficiado a los consumidores pero ha provocado una disminución importantísima del empleo agrario, como se pone de manifiesto en el modelo de Guisán y Expósito(2002).

2.3. Modelos de oferta y demanda del PIB de USA

En esta sección comparamos la capacidad predictiva para el PIB real de USA de un modelo keynesiano, basado en el enfoque de demanda, y de un modelo de oferta basado en el enfoque de relaciones intersectoriales, en el que el PIB total es explicado como la suma de la producción manufacturera y no manufacturera, cuya estimación para USA se presenta aquí.

El modelo de oferta predice mejor que el de demanda tanto en el caso de la economía de USA como en otros países de distinto nivel de desarrollo, de acuerdo con las conclusiones de diversos estudios, como los siguientes: Guisán y Cancelo(2001) para los países de la OCDE, Guisán y Padrao(2001) para Portugal, Guisán y Martínez(2003) para Argentina, Guisán y Cardim(2004) para Brasil y Guisán y Expósito(2004) para China.

Modelo de demanda

Las ecuaciones de comportamiento, están expresadas en forma de modelos dinámicos mixtos. Los datos se han elaborado para el período 1965-1998 a partir de las National Accounts Statistics de la OCDE, expresando las variables en miles de millones de dólares a precios de 1990, y se presentan en el Anexo 1 de esta sección.

Las variables endógenas son las siguientes: 1) C90 = Consumo Privado; 2) IS90 = Inversión = Formación Bruta de Capital, que incluye la Formación Bruta de Capital Fijo, FBC, y la Variación de Stocks, VS; 3) CE90 = *Compensation of Employees*, es decir salarios; 4) RFD = Renta Familiar Disponible; 5) SUR= *surplus*, que es el Excedente Neto de Explotación, y 6) PIB90 = Producto Interior Bruto. Además de estas 6 variables el modelo incluye otras 3 variables endógenas corrientes que son los incrementos de RFD, SUR90 y PIB90

En el modelo hay además 10 variables predeterminadas, de las cuales 6 son endógenas retardadas y 4 exógenas. Las variables exógenas son: Z1, que es la diferencia entre la renta familiar disponible y la remuneración de asalariados, Z2 que corresponde a los impuestos indirectos netos, G90 que es el Consumo Público y SAL90 que es el saldo del comercio exterior, o diferencia entre las exportaciones, EXP90, y las importaciones, IMP90.

Las ecuaciones del modelo de demanda son las siguientes:

- (1) $C90 = f(D(RFD90), C90(-1))$
- (2) $IS90 = f(D(SUR90), IS90(-1))$
- (3) $CE90 = F(D(PIB90), CE90(-1))$
- (4) $RFD90 = CE90 + Z1$
- (5) $SUR90 = PIB90 - CE90 - Z2$
- (6) $D(RFD90) = RFD90 - RFD90(-1)$
- (7) $D(SUR90) = SUR90 - SUR90(-1)$
- (8) $D(PIB90) = PIB90 - PIB90(-1)$
- (9) $PIB90 = C90 + IS90 + G90 + SAL90$

La relación (9) expresa a PIB90 como variable despejada en la identidad que relaciona a la oferta agregada con la demanda agregada.

Ecuación 1.1. Estimación MC2E del Consumo

| | | | | |
|--|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Dependent Variable: C90 | | | | |
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Instrument list: C90(-1) IS90(-1) CE90(-1) Z1 Z2 RFD90(-1) SUR90(-1) PIB90(-1) G90 SAL90 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(RFD90) | 0.273140 | 0.119482 | 2.286038 | 0.0290 |
| C90(-1) | 1.021445 | 0.004830 | 211.4946 | 0.0000 |
| R-squared | 0.997574 | Mean dependent var | | 2949.899 |
| Adjusted R-squared | 0.997498 | S.D. dependent var | | 839.5620 |
| S.E. of regression | 41.99587 | Sum squared resid | | 56436.89 |
| Durbin-Watson stat | 1.109132 | | | |

La estimación de la ecuación de Consumo se presenta en dos versiones: por MC2E y por mínimos cuadrados generalizados en dos etapas, MCG2E.

Ecuación 1.2. Estimación MCG2E del Consumo

| Dependent Variable: C90 | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Sample(adjusted): 1966 1998 | | | | |
| Included observations: 33 after adjusting endpoints | | | | |
| Convergence achieved after 6 iterations | | | | |
| Instrument list: C90(-1) IS90(-1) CE90(-1) Z1 Z2 RFD90(-1) SUR90(-1) PIB90(-1) G90 SAL90 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(RFD90) | 0.236965 | 0.090404 | 2.621181 | 0.0136 |
| C90(-1) | 1.022830 | 0.005120 | 199.7742 | 0.0000 |
| AR(1) | 0.442714 | 0.168713 | 2.624070 | 0.0135 |
| R-squared | 0.997902 | Mean dependent var | | 2988.859 |
| Adjusted R-squared | 0.997763 | S.D. dependent var | | 820.7735 |
| S.E. of regression | 38.82372 | Sum squared resid | | 45218.44 |
| Durbin-Watson stat | 1.680533 | | | |
| Inverted AR Roots | .44 | | | |

Ecuación 2. Estimación MC2E de la Inversión

| Dependent Variable: IS90 | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Instrument list: C90(-1) IS90(-1) CE90(-1) Z1 Z2 RFD90(-1) SUR90(-1) PIB90(-1) G90 SAL90 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(SUR90) | 1.057699 | 0.176387 | 5.996478 | 0.0000 |
| IS90(-1) | 1.013005 | 0.011272 | 89.87221 | 0.0000 |
| R-squared | 0.971710 | Mean dependent var | | 844.2878 |
| Adjusted R-squared | 0.970826 | S.D. dependent var | | 278.4261 |
| S.E. of regression | 47.55632 | Sum squared resid | | 72371.32 |
| Durbin-Watson stat | 1.730995 | | | |

Ecuación 3. Estimación MC2E de la Remuneración de Asalariados

| Dependent Variable: CE90 | | | | |
|---|-------------|--------------------|-------------|----------|
| Method: Two-Stage Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Instrument list: C90(-1) IS90(-1) CE90(-1) Z1 Z2 RFD90(-1) SUR90(-1) PIB90(-1) G90 SAL90 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(PIB90) | 0.562915 | 0.062128 | 9.060515 | 0.0000 |
| CE90(-1) | 1.002058 | 0.003513 | 285.2057 | 0.0000 |
| R-squared | 0.998307 | Mean dependent var | | 2736.926 |
| Adjusted R-squared | 0.998254 | S.D. dependent var | | 703.8217 |
| S.E. of regression | 29.40943 | Sum squared resid | | 27677.26 |
| Durbin-Watson stat | 1.634263 | | | |

Una vez estimado este modelo utilizamos los estimadores de los parámetros de MC2E para construir las matrices de parámetros estructurales estimadas y obtener a partir de la fórmula correspondiente los estimadores de los parámetros de la forma reducida, los cuales figuran en el Anexo 2 de esta sección. El orden de las variables endógenas es el que figura en las ecuaciones (1) a (9) y el orden de las predeterminadas es el que figura en la lista de instrumentos de las ecuaciones estimadas por MC2E.

La predicción de cada una de las variables endógenas del modelo puede realizarse en este caso, por tratarse de un modelo lineal, mediante la forma reducida deducida, multiplicando los elementos de la columna correspondiente de la matriz Π estimada por los valores de las variables predeterminadas en los años del período de predicción.

Modelo de Oferta

Las ecuaciones 1 a 3 son similares a las del modelo de demanda pero ahora se estiman como modelos uniecuacionales pues no hay problema de interdependencia, ya que este modelo multiecuacional es recursivo y en él los estimadores MCO proporcionan estimadores consistentes.

Las identidades 4 a 8 son iguales a las del modelo de demanda.

La ecuación 9 es una identidad que expresa al PIB por el lado de la oferta, como la suma del PIB manufacturero, QM y el PIB no manufacturero, QNM:

$$(9) \quad \text{PIB90} = \text{QM90} + \text{QNM90}$$

Por último la ecuación (10) es una ecuación de comportamiento para QNM, mediante un modelo dinámico mixto que relaciona el valor de esta variable con su valor retardado y con los incrementos de QM, de las exportaciones y de las importaciones:

$$(10) \quad \text{QNM90} = f(\text{D}(\text{QM90}), \text{D}(\text{IMP90}), \text{D}(\text{EXP90}), \text{QNM90}(-1))$$

Los datos de QM figuran en Guisan(2004) y corresponden al Valor Añadido real del sector manufacturero según las estadísticas de la OCDE según el enfoque producción, es decir deflactando dicha variable con el índice de precios del propio sector. Un análisis comparativo interesante de la Producción Total, el Valor Añadido, el Consumo y el Comercio Exterior de los sectores manufactureros en Alemania, España, Japón y USA se realiza en Guisán(2002).

Ecuación 1.1. Estimación MCO del Consumo

| Dependent Variable: C90 | | | | |
|---------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(RFD90) | 0.309360 | 0.110860 | 2.790561 | 0.0088 |
| C90(-1) | 1.020178 | 0.004569 | 223.2691 | 0.0000 |
| R-squared | 0.997582 | Mean dependent var | | 2949.899 |
| Adjusted R-squared | 0.997506 | S.D. dependent var | | 839.5620 |
| S.E. of regression | 41.92600 | Akaike info criterion | | 10.36671 |
| Sum squared resid | 56249.26 | Schwarz criterion | | 10.45650 |
| Log likelihood | -174.2341 | Durbin-Watson stat | | 1.136446 |

La ecuación del Consumo presentó autocorrelación y se estimó también por MCG.

Ecuación 1.2. Estimación MCG del Consumo

| | | | | |
|---|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Dependent Variable: C90 | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample(adjusted): 1966 1998 | | | | |
| Included observations: 33 after adjusting endpoints | | | | |
| Convergence achieved after 6 iterations | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(RFD90) | 0.257326 | 0.088059 | 2.922190 | 0.0065 |
| C90(-1) | 1.022099 | 0.005042 | 202.7283 | 0.0000 |
| AR(1) | 0.438665 | 0.169243 | 2.591928 | 0.0146 |
| R-squared | 0.997906 | Mean dependent var | 2988.859 | |
| Adjusted R-squared | 0.997767 | S.D. dependent var | 820.7735 | |
| S.E. of regression | 38.78831 | Akaike info criterion | 10.24062 | |
| Sum squared resid | 45135.98 | Schwarz criterion | 10.37667 | |
| Log likelihood | -165.9703 | Durbin-Watson stat | 1.692907 | |
| Inverted AR Roots | .44 | | | |

Ecuación 2. Estimación MCO de la Inversión

| Dependent Variable: IS90 | | | | |
|---------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(SUR90) | 0.987361 | 0.161497 | 6.113794 | 0.0000 |
| IS90(-1) | 1.015324 | 0.011001 | 92.29055 | 0.0000 |
| R-squared | 0.971877 | Mean dependent var | 844.2878 | |
| Adjusted R-squared | 0.970998 | S.D. dependent var | 278.4261 | |
| S.E. of regression | 47.41599 | Akaike info criterion | 10.61282 | |
| Sum squared resid | 71944.84 | Schwarz criterion | 10.70260 | |
| Log likelihood | -178.4179 | Durbin-Watson stat | 1.704402 | |

Ecuación 3. Estimación MCO de la Remuneración de Asalariados

| Dependent Variable: CE90 | | | | |
|---------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(PIB90) | 0.566402 | 0.057974 | 9.769978 | 0.0000 |
| CE90(-1) | 1.001890 | 0.003344 | 299.5676 | 0.0000 |
| R-squared | 0.998307 | Mean dependent var | 2736.926 | |
| Adjusted R-squared | 0.998254 | S.D. dependent var | 703.8217 | |
| S.E. of regression | 29.40776 | Akaike info criterion | 9.657417 | |
| Sum squared resid | 27674.13 | Schwarz criterion | 9.747203 | |
| Log likelihood | -162.1761 | Durbin-Watson stat | 1.639583 | |

Ecuación 10. Estimación MCO de la producción no manufacturera

| Dependent Variable: QNM90 | | | | |
|---------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 1998 | | | | |
| Included observations: 34 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(QM90) | 0.794097 | 0.214800 | 3.696922 | 0.0009 |
| D(IMP90) | 0.755009 | 0.227443 | 3.319559 | 0.0024 |
| D(EXP90) | -0.320364 | 0.251918 | -1.271698 | 0.2133 |
| QNM90(-1) | 1.017383 | 0.002743 | 370.8503 | 0.0000 |
| R-squared | 0.998778 | Mean dependent var | 3651.125 | |
| Adjusted R-squared | 0.998656 | S.D. dependent var | 948.5406 | |
| S.E. of regression | 34.77442 | Akaike info criterion | 10.04577 | |
| Sum squared resid | 36277.80 | Schwarz criterion | 10.22534 | |
| Log likelihood | -166.7781 | Durbin-Watson stat | 1.747407 | |

Observamos una bondad del ajuste muy elevada en la estimación de todas las ecuaciones y es destacable la alta bondad del ajuste de la ecuación 10. Este modelo se completaría, en una versión más completa con una ecuación explicativa para QM90, y otras ecuaciones, para lo cual podríamos seguir el enfoque del capítulo 4, en el que tenemos en cuenta elementos de la oferta y la demanda, entre los que interviene el propio PIB retardado. Si la relación es retardada no existe interdependencia entre la

variables QM y PIB mientras que si fuese contemporánea habría que estimar teniendo en cuenta dicha interdependencia.

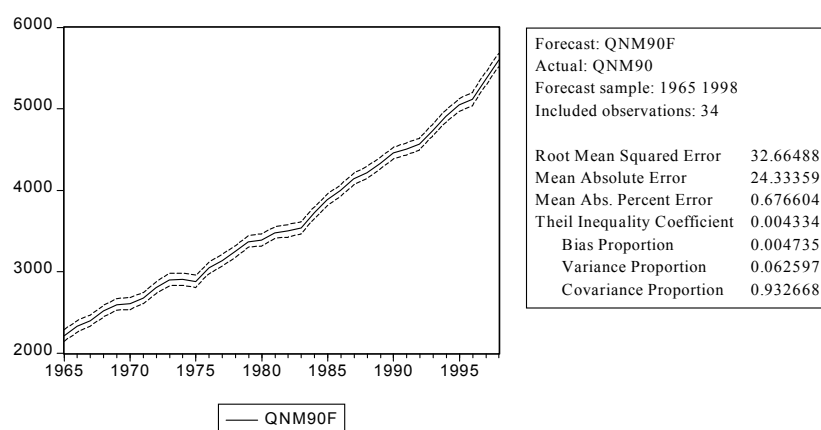
Predicción de PIB90 y capacidad predictiva

En el modelo de demanda, por tratarse de un sistema lineal con interdependencia, la predicción del valor del PIB se realiza mediante la ecuación de la forma reducida para PIB90, o mediante la instrucción SOLVE. El valor de PIB90 estimado es la suma del producto de cada elemento de la última columna de P por la correspondiente variable predeterminada, en el mismo orden que figuran en la lista de instrumentos, después del signo @ en las ecuaciones estimadas por MC2E.

En el modelo de oferta, por tratarse de un sistema recursivo la predicción del PIB se realiza mediante la ecuación 9 del modelo de oferta, una vez estimado el valor de QNM mediante la ecuación 10.

La estimación de QNM proporciona una elevada bondad del ajuste con un porcentaje del error absoluto medio de sólo 0.67% en el período muestral como se ve en el siguiente gráfico.

Gráfico 5. Bondad del ajuste de la ecuación (10) para QNM90 de USA



La tabla siguiente presenta las predicciones estática, designada con la terminación F1 y dinámica, con la terminación F2, correspondientes a los

modelos de demanda, D, y de oferta, S, y el gráfico presenta los valores reales y previstos de PIB90. Las predicciones estáticas son predicciones ex-post en las que se considera que los verdaderos valores de las variables predeterminadas son conocidos, mientras que las predicciones dinámicas son predicciones ex-ante en las que se considera que los verdaderos valores de las variables endógenas retardadas sólo son conocidos para el primer año de la predicción y son los estimados por el propio modelo para los años siguientes.

Predicciones estática y dinámica de Oferta y Demanda

| Variable | 1999 | 2000 | 2001 |
|----------|------|------|------|
| QNM90 | 5821 | 6027 | 6138 |
| QNM90F1S | 5844 | 6087 | 6044 |
| QNM90F2S | 5844 | 6110 | 6128 |
| PIB90F1S | 7301 | 7613 | 7479 |
| PIB90F2S | 7301 | 7636 | 7563 |
| PIB90F1D | 7166 | 7490 | 7749 |
| PIB90F2D | 7166 | 7355 | 7547 |
| PIB90 | 7278 | 7553 | 7573 |

Evaluación de las predicciones dinámicas

El porcentaje de la raíz del error cuadrático medio, %RECM, con el modelo de oferta resulta durante el período de predicción, 1999-2001, igual a 0.6695%, muy similar, e incluso ligeramente menor, a su valor en el período muestral, 1965-98.

El %RECM del modelo de demanda durante el período de predicción resulta igual a 1.7675%, lo que indica una buena capacidad predictiva pero peor que la del modelo de oferta,

La comparación de los enfoques de oferta y demanda en USA coincide con los resultados obtenidos en otros países, en el sentido de que en general el lado de la oferta, determinado en gran medida por la producción industrial, es el que muestra una mayor incidencia en el crecimiento económico, mientras que el lado de la demanda en general se adapta a las posibilidades de expansión real que permite la oferta. En el crecimiento económico, como hemos comentado en el capítulo 1, son importantes tanto

la oferta como la demanda, el problema es que con frecuencia es más difícil desarrollar políticas que dinamicen el lado de la oferta que las que dinamizan la demanda.

Dada la importancia que tiene la relación 10 del modelo de oferta para explicar el crecimiento económico, presentamos a continuación la estimación de dicha relación para todo el período 1967-2001, que figura en Guisán(2004 b), y comentamos los resultados.

Estimación de la ecuación 10 del modelo de oferta en 1965-2001

| Dependent Variable: QNM90 | | | | |
|---------------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| Method: Least Squares | | | | |
| Sample: 1965 2001 | | | | |
| Included observations: 37 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| D(QM90) | 0.752426 | 0.203149 | 3.703815 | 0.0008 |
| D(IMP90) | 0.597799 | 0.192720 | 3.101902 | 0.0039 |
| D(EXP90) | -0.507500 | 0.232687 | -2.181038 | 0.0364 |
| QNM90(-1) | 1.021066 | 0.002256 | 452.6004 | 0.0000 |
| R-squared | 0.999046 | Mean dependent var | | 3841.203 |
| Adjusted R-squared | 0.998959 | S.D. dependent var | | 1116.706 |
| S.E. of regression | 36.02684 | Akaike info criterion | | 10.10821 |
| Sum squared resid | 42831.78 | Schwarz criterion | | 10.28236 |
| Log likelihood | -183.0019 | Durbin-Watson stat | | 1.797746 |

La ampliación de la muestra al período 1965-2001 ocasiona una disminución en el estimador del coeficiente de las Importaciones, lo que podría indicar un incremento de importaciones destinadas directamente al consumo en mayor medida que los destinados al incremento de la producción de bienes y servicios.

En el capítulo 4 presentamos modelos explicativos de la producción manufacturera y del comercio exterior, incluyendo una referencia a los estudios de Cancelo(2001) y de Guisán y Cancelo(2002), entre otros.

Anexo 1: Variables del modelo de Demanda del PIB de USA

| Año | C90 | RFD90 | IS90 | SUR90 | PIB90 | Z1 | Z2 | G90 | SAL90 |
|------|------|-------|------|-------|-------|------|------|------|-------|
| 1964 | 1572 | 1674 | 488 | 742 | 2641 | 235 | 460 | 564 | -1 |
| 1965 | 1664 | 1772 | 537 | 768 | 2789 | 250 | 500 | 574 | -10 |
| 1966 | 1759 | 1906 | 566 | 702 | 2942 | 263 | 597 | 632 | -24 |
| 1967 | 1812 | 1986 | 556 | 692 | 3026 | 264 | 612 | 679 | -32 |
| 1968 | 1907 | 2066 | 584 | 700 | 3148 | 244 | 626 | 693 | -47 |
| 1969 | 1977 | 2127 | 602 | 683 | 3233 | 201 | 624 | 693 | -53 |
| 1970 | 2021 | 2214 | 554 | 627 | 3224 | 245 | 629 | 686 | -45 |
| 1971 | 2089 | 2290 | 610 | 665 | 3315 | 286 | 645 | 662 | -54 |
| 1972 | 2208 | 2382 | 650 | 715 | 3471 | 252 | 627 | 671 | -61 |
| 1973 | 2309 | 2546 | 714 | 769 | 3648 | 289 | 621 | 665 | -38 |
| 1974 | 2289 | 2519 | 664 | 684 | 3622 | 272 | 690 | 684 | -6 |
| 1975 | 2335 | 2569 | 558 | 693 | 3587 | 355 | 680 | 691 | 28 |
| 1976 | 2459 | 2655 | 637 | 737 | 3759 | 325 | 692 | 698 | -9 |
| 1977 | 2557 | 2736 | 726 | 788 | 3929 | 313 | 718 | 707 | -32 |
| 1978 | 2662 | 2847 | 796 | 844 | 4120 | 282 | 711 | 716 | -33 |
| 1979 | 2721 | 2905 | 799 | 829 | 4222 | 262 | 750 | 734 | -11 |
| 1980 | 2715 | 2898 | 720 | 757 | 4205 | 271 | 823 | 753 | 34 |
| 1981 | 2749 | 2952 | 768 | 792 | 4298 | 294 | 847 | 766 | 23 |
| 1982 | 2775 | 3112 | 666 | 735 | 4205 | 461 | 819 | 784 | -10 |
| 1983 | 2899 | 3185 | 729 | 798 | 4357 | 498 | 871 | 801 | -70 |
| 1984 | 3042 | 3387 | 905 | 952 | 4647 | 552 | 860 | 830 | -144 |
| 1985 | 3176 | 3474 | 902 | 986 | 4793 | 546 | 880 | 871 | -172 |
| 1986 | 3295 | 3591 | 894 | 985 | 4926 | 568 | 918 | 914 | -184 |
| 1987 | 3390 | 3624 | 908 | 1032 | 5078 | 519 | 941 | 950 | -177 |
| 1988 | 3519 | 3762 | 925 | 1080 | 5279 | 531 | 968 | 964 | -134 |
| 1989 | 3592 | 3828 | 965 | 1092 | 5422 | 556 | 1059 | 962 | -101 |
| 1990 | 3648 | 4166 | 943 | 1169 | 5490 | 852 | 1007 | 979 | -80 |
| 1991 | 3639 | 4184 | 878 | 1125 | 5465 | 888 | 1044 | 993 | -39 |
| 1992 | 3747 | 4320 | 936 | 1130 | 5600 | 939 | 1089 | 983 | -46 |
| 1993 | 3879 | 4407 | 1055 | 1191 | 5791 | 931 | 1124 | 975 | -86 |
| 1994 | 4014 | 4527 | 1202 | 1283 | 6027 | 922 | 1139 | 966 | -121 |
| 1995 | 4135 | 4636 | 1242 | 1354 | 6190 | 948 | 1147 | 965 | -111 |
| 1996 | 4266 | 4734 | 1344 | 1432 | 6413 | 956 | 1202 | 972 | -125 |
| 1997 | 4418 | 4868 | 1502 | 1490 | 6700 | 946 | 1288 | 985 | -152 |
| 1998 | 4630 | 5131 | 1665 | 1552 | 6989 | 969 | 1274 | 1000 | -266 |
| 1999 | 4859 | 5265 | 1780 | 1603 | 7278 | 911 | 1321 | 1031 | -372 |
| 2000 | 5070 | 5503 | 1880 | 1655 | 7553 | 924 | 1319 | 1062 | -458 |
| 2001 | 5195 | 5608 | 1714 | 1664 | 7573 | 1000 | 1301 | 1103 | -474 |

Fuente: Elaboración basada en OCDE. National Accounts Statistics. Millones \$90.

Anexo 2: Matrices de parámetros estimados del modelo de demanda

$$\Gamma = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & -1 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0.2731 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.0577 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.5629 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 1.0214 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.0130 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.0021 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Pi = -B \cdot \Gamma^{-1}$$

$$\Pi = \begin{pmatrix} 1.43 & 1.23 & 1.50 & 1.50 & 1.16 & 1.50 & 1.16 & 2.66 & 2.66 \\ 0.41 & 2.23 & 1.49 & 1.49 & 1.15 & 1.49 & 1.15 & 2.64 & 2.64 \\ -0.04 & -2.01 & -0.15 & -0.15 & -1.90 & -0.15 & -1.90 & -2.05 & -2.05 \\ 0.38 & 0.33 & 0.40 & 1.40 & 0.31 & 1.40 & 0.31 & 0.71 & 0.71 \\ -0.42 & -2.33 & -1.55 & -1.55 & -2.20 & -1.55 & -2.20 & -2.75 & -2.75 \\ -0.38 & -0.33 & -0.40 & -0.40 & -0.31 & -1.40 & -0.31 & -0.71 & -0.71 \\ -0.42 & -2.33 & -1.55 & -1.55 & -1.20 & -1.55 & -2.20 & -2.75 & -2.75 \\ 0.02 & 1.13 & 0.08 & 0.08 & 1.07 & 0.08 & 1.07 & 0.15 & 1.15 \\ 0.40 & 1.20 & 1.47 & 1.47 & 1.14 & 1.47 & 1.14 & 2.60 & 2.60 \\ 0.40 & 1.20 & 1.47 & 1.47 & 1.14 & 1.47 & 1.14 & 2.60 & 2.60 \end{pmatrix}$$

El orden de las columnas es el de las variables de las ecuaciones (1) a (9) y el de las filas el de la lista de instrumentos de la estimación por MC2E.

2.4. Referencias bibliográficas

CANCELO, M.T.(2001).”Productividad industrial y comercio exterior en la Unión Europea”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 1-2, pp.43-68.¹

GUISAN. M.C. (1997). *Econometria*. McGrawHill Interamericana, Madrid.

GUISÁN, M.C., (2001). “Relaciones causales y modelos dinámicos”. Capítulo 2 del libro de Guisán et al. “*Crecimiento económico en los países de la OCDE 1*. Serie Estudios Económicos, nº 4, de la AHG. Distribuye Mundi-Prensa, Madrid.

GUISÁN, M.C.(2002). “La industria en España y en la OCDE, 1960-2000”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 2-2, pp. 85-100.¹

GUISAN, M.C.(2004). “The Impact of Manufacturing on Economic Growth: Intersectoral Relations and Causality in an International Perspective”. Documento de la serie *Economic Development* nº 78.¹

GUISAN, M.C. y CANCELO, M.T. (2002). "Econometric Models of Foreign Trade in OECD Countries". *Applied Econometrics and International Development*. Vol. 2-2, pp. 65-81.¹

GUISÁN, M.C. y CARDIM-BARATA, S.(2004). "Industria e Comercio Externo na Economia do Brasil, 1960-2000". Documentos *Economic Development* nº 73, disponible en internet.¹

GUISAN, M.C. y EXPOSITO, P.(2002). "Econometric Models of Agriculture in OECD Countries: Production, Income, and Agrarian Employment in Spain, France, Japan, and the USA, 1965-99". Documento nº 60 de la serie *Economic Development* editada por la Asociación Euro-Americana de Estudios de Desarrollo Económico.

GUISAN, M.C. y EXPOSITO, P.(2004 a). "Econometric Models of Demand and Supply of Agriculture in Spain, France, Japan and the USA, 1964-99: An Analysis of Interdependence". Documento nº 75 de la serie *Economic Development* editada por la Asociación Euro-Americana de Estudios de Desarrollo Económico.

GUISAN, M.C. y EXPOSITO, P.(2004 b). Economic Growth in China: An econometric model of intersector relations and foreign trade. Documento de la serie *Economic Development* nº 76, disponible en internet.¹

GUISAN, M.C. y MARTINEZ, C. (2003). Education, Industrial Development and Foreign Trade in Argentina: Econometric Models and International Comparisons. Documentos *Economic Development* nº 67, disponible en internet.¹

GUISÁN, M.C. y PADRAO, R.(2001). Evolución de la economía portuguesa 1946-2002: crecimiento, salarios y empleo. Documentos *Economic Development* nº 69, disponible en internet.¹

OCDE. National Account Statistics. Varios años. OCDE, Paris.

¹ Documentos y artículos disponibles en: <http://www.usc.es/economet>